

Documento de Trabajo 95-06
Serie de Estadística y Econometría 03
Serie de Economía 04
Mayo 1995

Departamento de Estadística y Econometría
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9849

ALGUNOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA EXISTENCIA DE HUELGAS DURANTE LA NEGOCIACION COLECTIVA EN ESPAÑA

Sergio Jiménez, José M. Labeaga y Mariluz Marco*

Resumen

El propósito fundamental de este trabajo consiste en arrojar algo de luz a la determinación de las huelgas de convenio en España. Con dicho fin planteamos una especificación que sea lo suficientemente flexible como para acomodar componentes que surgen tanto de la teoría de los costes conjuntos como de los modelos de información asimétrica. Los resultados fundamentales dan soporte a aspectos de ambas teorías, pero fundamentalmente a los modelos de signalling. En particular, la detección de dinámica en las especificaciones estimadas invalida la hipótesis de existencia de aprendizaje y/o efecto reputación en los agentes que intervienen en la negociación que, de alguna manera, son supuestos básicos que sostiene la teoría de los costes conjuntos. Algunos shocks macroeconómicos también contribuyen decisivamente a la explicación de la probabilidad de observar huelgas en los procesos de negociación.

Palabras clave

Huelga; Negociación; Sindicatos; Información Asimétrica; Panel de Datos.

*Jiménez, Departamento de Economía y de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid; Labeaga, UNED y Fundación Empresa Pública; Marco, Universidad de Valencia. Dirección para correspondencia: Sergio Jiménez, Dpto. Economía y Dpto. Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid, Calle Madrid, 126, 28903 Getafe, Madrid. Este trabajo se ha beneficiado de la financiación recibida de la DGICYT a través del proyecto PB92-1036-C02-01. Agradecemos los comentarios de Javier Andrés y de los asistentes a un seminario en FEDEA, especialmente de Juan F. Jimeno.

1. Introducción

La evaluación de los factores determinantes de la existencia de huelgas así como su duración, siguen siendo temas abiertos y examinados desde diversos campos de la profesión económica. No existe consenso sobre una teoría que agrupe todas las posibles razones para dicha existencia. Desde la paradoja de Hicks (1963), han sido numerosos los intentos de explicación mediante diferentes modelos teóricos¹. El objetivo fundamental de este trabajo consiste en examinar los determinantes empíricos de la actividad huelguística en la negociación salarial en España². Tomando como base la variedad de análisis existentes, varias son las hipótesis sobre los factores que afectan la propensión a realizar huelgas. La relación con la situación del mercado de trabajo y otras condiciones agregadas de la economía, con los elementos internos y de organización de la empresa o de la industria y su vinculación con algunos elementos institucionales, forman parte del conjunto de factores que estamos interesados en analizar.

En el contexto de nuestro trabajo, las huelgas son el resultado de la falta de coincidencia de objetivos entre las partes en el proceso de negociación de un convenio. Para ambas partes supone un coste (para los trabajadores supone la pérdida de salarios u otros complementos que dependen de él y para las empresas los beneficios no percibidos en términos de producto no vendido o no producido), por lo que existe numerosa literatura sobre si se trata de una acción racional de los agentes que participan en ella. Si ambas partes se comportan racionalmente y no hay ningún tipo de incertidumbre, la paradoja de Hicks predice que no debiéramos observar una huelga como resultado de la negociación dado que, a priori, cualquier otra situación resultante sería Pareto superior. En este contexto cabe, por tanto, preguntarse ¿por qué, entonces, observamos huelgas?

Ya Hicks apuntó varias explicaciones que conforman el núcleo de la investigación posterior. Dado que las partes involucradas en los conflictos soportan costes, debe existir algún beneficio esperado, (por ejemplo, reputación

futura en el caso de los sindicatos) que incite a los trabajadores a tomar la decisión costosa de la huelga y a las empresas a no corresponder a las demandas en los salarios y condiciones de trabajo que llevan al no acuerdo y a la amenaza de conflicto. Por otro lado, un resultado conocido es la existencia de un salario que hace posible que coincidan ambos objetivos y se alcance la firma del convenio. Si este nivel de salarios se conociese de antemano, o si cada parte conociese las preferencias del contrario, se evitaría la huelga y sus costes correspondientes. Sin embargo, en el caso de que haya imperfecciones (Gramm et. al (1989)) o asimetrías en el conjunto de información (Hayes (1984)), la huelga puede ser, ex-ante, un mecanismo de asignación eficiente.

En el plano empírico, utilizamos datos de la Negociación Colectiva de las Grandes Empresas en España (NCGE, en adelante) para la contrastación de los supuestos de partida que el modelo propuesto genera. No obstante somos conscientes de la no representatividad de dichos datos del conjunto de empresas de la economía española, por lo que los resultados han de interpretarse de forma condicional a dicha información. De cualquier manera, al objeto de validar dicha muestra frente a otras encuestas disponibles para España efectuamos una breve comparación descriptiva de la misma con la información que proporciona la Estadística de Huelgas y Cierres Patronales (EHCP) del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Los resultados más significativos del análisis que a continuación sigue se pueden resumir: Primero, la diferencia entre las posiciones iniciales en la negociación entre trabajadores y empresas contribuye de forma importante a explicar la probabilidad de observar huelgas. Es el elemento que marca la disparidad de posiciones entre las partes y por lo tanto la probabilidad de que surja un conflicto. En consecuencia, esta variable por si misma sería común y aparecería como significativa en la contrastación de cualquiera de los modelos teóricos de huelgas. El elemento diferenciador de estos modelos vendrá dado por la forma en que se construyan las diferentes funciones objetivo de los agentes, y por

lo tanto serán otras variables las que determinen específicamente si dichos agentes se comportan de acuerdo con lo predicho por uno u otro modelo. Segundo, se confirma un número significativo de predicciones de los modelos de información asimétrica. Tercero, la detección, una vez que se controla por factores específicos de la unidad de negociación, de dinámica positiva sugiere que el aprendizaje o la reputación, característicos de otras teorías como la de costes conjuntos, no son factores dominantes en la explicación de las huelgas en España.

Desde el punto de vista econométrico, la secuencia de tests llevan hacia un modelo en el que se controle por heterogeneidad no observable así como se instrumenten algunas variables que pueden estar determinadas de forma simultánea con el incremento salarial. A pesar de algunos problemas que el modelo de probabilidad lineal presenta, ésta parece ser la especificación idónea.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2 se repasan diversas teorías económicas que ayudan a entender la existencia de huelgas como parte del comportamiento racional de los individuos. Además se establece el marco teórico en el que acomodar las hipótesis que se pretenden contrastar. Un repaso a los datos y variables conforman la sección 3. En la sección 4 se exponen los aspectos econométricos del estudio y se comentan los resultados obtenidos. El trabajo finaliza con el resumen de las conclusiones.

2. Alternativas de explicación racional de la existencia de huelgas.

There has been a great deal of empirical work using aggregate data to measure the determinants of strike activity. Most of the papers are writing according to a standard formula. First there is a theory section containing an impressionistic discourse on the factors that make strikes more or less likely to occur. Then these theoretical factors are reduced to a set of imperfectly measured proxy variables. Finally, regression results are obtained which provide suspiciously impressive support for the theoretical insights of the first section. The empirical results are often presented in the breathless style of an encyclopedia salesman (Kennan (1986), p 1121-22).

El análisis de las huelgas (en general su incidencia y duración) se ha abordado desde muy diversos frentes por su interés no sólo desde el punto de vista

económico sino jurídico-social, psicológico o ideológico. Las reflexiones de Kennan (1986), aun siendo probablemente ciertas (al menos en los trabajos que se extienden hasta mitades de la década de los ochenta), no dejan de tener una explicación en la inexistencia de una teoría racional que englobe todos los aspectos que determinan el proceso de negociación y que resultan difíciles de ser extendidos adecuadamente al terreno empírico.

En España, por los condicionamientos históricos de todos conocidos, la legislación sobre huelgas es relativamente reciente, situándose su origen en un Real Decreto-Ley de 1977. Dicha normativa está vigente en la actualidad a pesar de algunos intentos de modificación en 1994 aún no materializados. En cualquier caso, la legislación original se ha adaptado al marco constitucional mediante diversas sentencias del Tribunal Constitucional. Según un reciente estudio de Milner (1994), la legislación vigente no es mucho más permisiva que en otros países de nuestro entorno aunque la actividad huelguística es como norma ostensiblemente mayor, posiblemente porque a pesar de los condicionantes el espíritu de la ley no restringe el ejercicio del derecho por parte de los trabajadores. Aun así, hay ciertas condiciones legales que podrían incidir de forma importante en la probabilidad de observar una huelga. Por ejemplo, Ingram et al. (1991) destacan que la introducción de votaciones para ir a la huelga, que aparecen en la legislación inglesa en 1984, tiende a disminuir su incidencia. Asimismo, Cramton y Tracy (1994) señalan que a partir de 1981, cuando en Estados Unidos se introduce la posibilidad de reemplazar de forma permanente a los trabajadores en huelga, ha disminuido el atractivo de las amenazas.

Nuestra pretensión en este trabajo no va mucho más allá de los objetivos perseguidos en alguno de los trabajos aplicados recientes (por ejemplo Tracy (1986), Card (1990b), Ingram et al. (1991) o Cramton y Tracy (1994)). Somos conscientes, no obstante, de la necesidad de realizar un esfuerzo de condensación de las diversas teorías económicas existentes en un marco que permita establecer

claramente las hipótesis de partida y tratar de contrastarlas. Para ello debemos, además, incorporar el comportamiento específico o marco institucional del mercado de trabajo en temas de negociación en España y tratar de aprovechar las ventajas comparativas que los datos a nuestra disposición proporcionan. Sin embargo, creemos que resulta obligado realizar con anterioridad una breve descripción de las teorías existentes.

2.1. Antecedentes teóricos.

Los principales argumentos, desde el punto de vista económico, que están implícitos en cualquier teoría sobre huelgas aparecen por vez primera sintetizados en Hicks (1963). Las curvas de resistencia (sindicatos-trabajadores) y concesión (empresa) resumen de forma esquemática todo el intríngulis del proceso negociador. No obstante, la lección que tras su trabajo ha perdurado y que se ha dado en llamar **Paradoja de Hicks** es que si las partes conocieran de antemano ambas curvas podrían conocer los resultados de la huelga y como consecuencia evitar sus costes y, en definitiva evitar la huelga, siendo las que quedarán resultado de negociaciones fallidas. Una respuesta, aun siendo compleja, también está implícita en Hicks (1963). La huelga puede ser un error *ex-post* pero no *ex-ante*. Concretamente, si los sindicatos buscan mantener su reputación para negociaciones futuras o si la información con que cuentan las partes de antemano es diferente, el resultado del proceso puede desembocar en huelga.

Si bien en los primeros análisis posteriores a los de Hicks no se abordó la racionalidad de las huelgas (véanse Ashenfelter y Johnson (1969) y Farber (1978)), se debe notar que en algunas de las respuestas de Hicks están implícitas reflexiones que han originado notables desarrollos teóricos que intentan justificar, desde el punto de vista económico, la existencia de huelgas: la teoría de los costes conjuntos (Reder y Neumann (1980) y Kennan (1980)) y los modelos de información asimétrica (Hayes (1984)).

La idea fundamental que subyace en la teoría de los costes conjuntos es que la causa que incentiva o desincentiva la existencia de una huelga (y su duración) es el coste conjunto que conlleva, con el que la probabilidad de observar una huelga debe estar inversamente relacionado. Asimismo, dicha teoría se basa en la existencia de un **protocolo** que recoge todas las contingencias sobre las que negociar y que incluso cuestiones no recogidas en el mismo se pudieran resolver sin necesidad de acudir a la huelga.

El punto crucial de dicha teoría radica en que la probabilidad de que se produzca una huelga tenderá a cero si lo que se negocia ya está cubierto en el protocolo. Las hipótesis son atractivas pero todo el proceso de negociación queda encubierto por las mismas, tal como admite el propio Kennan, como si fuera una **caja negra**. En este sentido, dejan de contestarse preguntas como: ¿cómo es posible evaluar los costes que en términos de reputación supone al sindicato acordar incrementos salariales por debajo de los que su poder de negociación le permitiría obtener? o ¿cómo pueden los trabajadores cuantificar los costes que la huelga supone para la empresa si no disponen de toda la información relevante para ello?. Bajo nuestro punto de vista, dicha teoría sugiere que el aprendizaje o la reputación, como elementos que ayudan a precisar el **protocolo**, deben reducir paulatinamente el nivel observado de conflictividad, pudiéndose considerar el remanente de huelgas como errores o accidentes en el proceso de negociación.

Por otro lado, los modelos de información asimétrica, seminalmente expuestos en Hayes (1984), que posteriormente han originado una extensísima literatura teórica (véase Kennan y Wilson (1993)) y un cierto volumen de trabajo aplicado (por ejemplo, Card (1990b) o Cramton y Tracy (1994)), justifican la posibilidad de observar una huelga en base a divergencias en la información de que disponen las partes en conflicto. En este contexto la huelga puede ser un mecanismo de revelación eficiente ex-ante y por tanto se evita la paradoja de Hicks.

Cabe señalar que esta corriente preserva las implicaciones teóricas de sus

precededoras evitando alguno de los inconvenientes arriba reseñados. En este sentido y a modo de ejemplo, un protocolo detallado resulta insuficiente para evitar la huelga. Ni el aprendizaje ni la reputación deben reducir, al menos en un estado estacionario, el nivel de huelga observado. En nuestra opinión evidencia en contra de la existencia de efectos aprendizaje o reputación constituye evidencia en contra de la teoría de los costes conjuntos. Un contraste adecuado de la dinámica existente en el modelo permitirá desvelar presencia o ausencia de dichos efectos. En el caso de que los hubiera, y tras controlar los efectos específicos de las unidades de negociación esperaríamos observar inexistencia de elementos dinámicos o, en todo caso, relaciones negativas entre la frecuencia de las huelgas en diferentes períodos.

2.2 Marco general de referencia

En relación con la situación laboral y los procesos de negociación existentes en España, parece que cualquier modelo planteado que admita la posibilidad de observar huelgas requiere de asimetrías en la información de los agentes negociadores. Este tipo de modelos, cuya utilización se ha generalizado desde el seminal trabajo de Ashenfelter y Johnson (1969), tienen una estructura como la que sigue. El sindicato, dada su información sobre la situación de la empresa, realiza una demanda de incremento salarial. La empresa la acepta si el beneficio derivado tras el pago de dicho salario está por encima de algún valor crítico fijado por el conocimiento de su propia situación. Si dicho beneficio está por debajo del valor crítico, rechaza la demanda del sindicato y realiza una contraoferta. El sindicato puede aceptar si el pago esperado es inferior a la oferta que la empresa realiza. Si no, rechaza dicha oferta y comienza un proceso que puede desembocar o no en huelga. Durante el período de negociación puede producirse un retraso en la firma del convenio aunque no se produzca huelga. Las relaciones entre empresa y sindicato no cambian (de acuerdo a la legislación española) durante el tiempo que

duren las negociaciones: el trabajador continúa prestando sus servicios y la empresa sigue pagando los salarios pactados en el convenio anterior.

A modo de ilustración formal supongamos que existe un trade-off negativo entre el salario (W) y la observación (duración) de una huelga (I); es decir, una curva de resistencia por parte del sindicato. En consecuencia, la empresa optimiza teniendo en cuenta que:

$$W = W(I, X_1) \quad [1]$$

donde $\partial W/\partial I < 0$ y X_1 representa al conjunto de factores exógenos que afectan a la curva de resistencia. Adicionalmente suponemos que los beneficios de la empresa pueden expresarse como:

$$\pi = \pi(W, I, X_2) \quad [2]$$

siendo X_2 otro subconjunto de variables exógenas. Nótese que las derivadas de la función de beneficios $\partial\pi/\partial W$ y $\partial\pi/\partial I$ son ambas negativas. Tomando la curva de resistencia como dada, la empresa escoge la posibilidad de que pueda existir o no huelga (y la duración óptima en su caso) de forma que maximiza:

$$\pi = \pi(W(I, X_1), I, X_2) \quad [3]$$

Las condiciones de primer orden de este problema de optimización respecto a la decisión de hacer huelga serán:

$$\frac{\partial\pi}{\partial W} \cdot \frac{\partial W}{\partial I} + \frac{\partial\pi}{\partial I} = 0 \quad [4]$$

Por tanto observaremos huelga cuando el efecto de realizarla sobre el beneficio sea pequeño en relación al cambio esperado en el beneficio ponderado por el cambio en el salario cuando se lleva a cabo. Es interesante observar, tal como se ha comentado en la subsección previa, que problemas que no tienen contenido racional desde el punto de vista económico o que al menos no tienen nada que ver

con lo presentado previamente, pueden conducir a sindicatos o empresas a la realización de huelgas. Tratando de recoger todos estos componentes, la especificación que se presenta en la sección cuarta del trabajo será lo suficientemente flexible como para captar o intentar captar los efectos de la mayoría de factores que son observables al investigador. En este sentido, X_1 y X_2 contienen variables que tratan de aproximar elementos internos y de organización de la empresa y del sector a la que pertenece, factores que recogen la situación del mercado de trabajo y otras condiciones de la economía así como otras variables relacionadas con la negociación del convenio. Todos ellos están explicados con detalle en la sección 3 y el Apéndice.

3. Datos y variables.

3.1 Breve descripción de la muestra en relación a la Estadística de Huelgas.

Tal como se ha señalado, el objetivo fundamental del estudio consiste en analizar los determinantes de las huelgas de convenio, que si bien sólo constituyen una parte de las huelgas observadas (36.2 por ciento de las huelgas y 51.7 por ciento de los trabajadores involucrados en las mismas en el periodo 1986-1990), son sin duda las más justificadas desde un punto de vista económico, ya que otros tipos de huelga (desacuerdo sobre términos de contratos, regulación o generalistas) podrían ser resueltas en base a mecanismos alternativos. El análisis se hará efectivo en base a los datos de la NCGE durante el período 1985-1990. Dicha encuesta contiene datos de empresas de más de 200 trabajadores, por lo que conviene comparar la incidencia de huelgas que proporciona con las implícitas en la EHCP³ (Cuadro 1.a). Si bien no resulta obvio realizar comparaciones, parece evidente que la incidencia observada en los convenios de empresa es muy similar, siendo quizás 1989 el único año para el que ambas divergen de forma considerable. Tampoco se aprecian diferencias sustanciales respecto a algunos estándares

internacionales (ver Cuadro 1.b), excepción hecha de los casos de Gran Bretaña y Estados Unidos en los ochenta donde la adopción de medidas desincentivadoras de la huelga (votación previa y posibilidad de reemplazar permanentemente los trabajadores en huelga, respectivamente) parece haber reducido su incidencia.

La muestra correspondiente a la NCGE permite analizar con detalle aspectos que no resultan evidentes en la estadística registral contenida en la EHCP. En primer lugar, dado que estamos en el contexto de un modelo de información asimétrica resulta conveniente analizar si se produce cierto proceso de aprendizaje en el comportamiento sindical a lo largo del tiempo. Para ello, el Cuadro 2 presenta las frecuencias condicionales de observación de huelgas. Estando situada la probabilidad muestral entre el 9 y el 16 por ciento, la probabilidad condicional a una huelga en el pasado reciente (de uno a tres años) es sensiblemente más alta, en el entorno del 20 a 30 por ciento. Por otro lado, la probabilidad de huelga condicional a no haber observado ninguna en años precedentes es mucho más baja que la incondicional. En definitiva, cuanto más (menos) conflictiva ha sido una unidad en el pasado, mayor (menor) probabilidad tiene de serlo en el inmediato futuro. Sin duda, esta estructura sugiere que la dinámica puede ser un factor de análisis importante aunque esta primera exploración de los datos revela inexistencia de procesos de aprendizaje por parte de los agentes que lleven a reducciones en los costes que la huelga conlleva.

Por otro lado, el Cuadro 3 presenta rasgos estacionales de los datos. La incidencia de las huelgas, respecto al número de convenios en negociación, resulta mayor para aquellas negociaciones que finalizan en primavera y, sobre todo, en verano⁴. Tal vez es en estos dos momentos cuando los sindicatos incorporan a su conjunto de información datos que hayan podido hacerse públicos en las juntas generales de accionistas que se celebran sobre dichas fechas. Asimismo, se debe notar el alto número de convenios que se firman con posterioridad a la teórica fecha de entrada en vigor. Es decir, los costes de esperar que se perciben y que

vienen propiciados por la legislación ya comentada son, en todo caso, bajos.

Las comparaciones efectuadas y la riqueza de los datos, justifican en nuestra opinión el uso de la NCGE como base de datos principal del estudio ya que, primero representa de forma adecuada el comportamiento de al menos las grandes empresas españolas, y segundo, proporciona numerosas ventajas respecto a la estadística registral fundamentalmente por la abundancia de informaciones complementarias. No obstante, la complementaremos con variables no disponibles en ella y que tomaremos de otras bases, principalmente en lo que se refiere a aquellas de carácter sectorial (las variables y fuentes de datos están descritas en el Apéndice).

3.2. Variables.

En esta subsección describimos las variables que se utilizan en la especificación empírica del modelo de probabilidad, reflejando el efecto esperado en los casos en que sea posible hacerlo. Como señala Card (1990b), las variables que tienen una influencia positiva sobre los salarios vía su efecto en el nivel de beneficios deben disminuir la probabilidad de observar un conflicto. Por el contrario, el conjunto de factores que afectan positivamente a los salarios a través de su influjo sobre el coste de oportunidad de los trabajadores y aquellos que incrementan la dispersión de los componentes no observables de los beneficios deben incrementar dicha probabilidad. Desafortunadamente, no existe homogeneidad en los estudios empíricos a la hora de decidir qué variables capturan o aproximan dichos efectos. En consecuencia, la especificación empírica considerará diversas alternativas para tratar de recogerlos.

Comenzaremos con los factores que afectan al nivel subyacente de beneficio de la empresa. Entre ellos hemos optado por incluir el incremento de ventas reales por empleado como aproximación al cambio en el nivel de productividad. Por otro lado, el nivel de beneficios se aproxima mediante el valor de los beneficios reales por empleado en el año precedente y una variable ficticia que toma valor

uno si dichos beneficios fueron positivos. El efecto esperado de dichas variables sobre la probabilidad de realizar huelgas es negativo. El uso del beneficio retardado tiene como objeto recoger nuestra idea de que la posición corriente de la empresa es para el sindicato tan o más importante que sus resultados esperados (al menos en un contexto de información asimétrica sobre dichos resultados). Además, el porcentaje de ventas en el mercado local mide de forma indirecta la presión competitiva y el porcentaje de capital en manos de agentes exteriores, del sector público y de agentes nacionales permiten tener en cuenta diferencias implícitas en el poder de negociación de las empresas.

La disponibilidad de información sobre posiciones iniciales de sindicato y empresa en la negociación (plataforma de negociación), permite utilizar una excelente y ciertamente novedosa aproximación de la incertidumbre sobre el nivel de beneficios. En concreto, incluimos la diferencia entre la demanda inicial del sindicato y la oferta de la empresa que a su vez pudiera considerarse una aproximación al cambio esperado en el nivel de productividad. Dicha diferencia debe incrementar la incidencia de las huelgas. Esta variable debe ser considerada exógena a la decisión de huelga dado que las posiciones iniciales son anunciadas, por lo general, al inicio del proceso de negociación.

En relación al papel de los sindicatos, hemos considerado el porcentaje de trabajadores que en el comité de empresa pertenecen a Comisiones Obreras (CC.OO), sindicatos regionales y otros sindicatos al objeto de controlar las diferencias de poder negociador entre ellos, siendo la variable omitida la que corresponde a la Unión General de Trabajadores (UGT). Asimismo, la presencia de un único sindicato en el comité puede incrementar la probabilidad de huelga dado que, en este caso, no existirán problemas de coordinación a la hora de ir a la huelga.

Al objeto de capturar el efecto del tempo de las negociaciones se tienen en cuenta dos factores, la duración de las mismas y una variable cualitativa que toma valor uno si las negociaciones finalizan después de la teórica fecha de validez

del acuerdo. Si bien es de esperar que la segunda aumente la actividad huelguística, esto no es tan claro para la primera, dado que una duración larga puede ser reflejo de una estrategia de espera (actitud de seguidor) y no de una situación más conflictiva. En este sentido, la estimación controlando los factores específicos debe permitir discernir la idea más acertada de ambas.

Representando el status quo de la unidad de negociación se considera, en primer lugar, el salario relativo al del sector, retardado, que debe disminuir la probabilidad de observar un conflicto ya que aumenta los costes de realizarlo. En segundo lugar, el tamaño de la unidad de negociación se aproxima por el empleo en el año anterior, variable de la que esperamos una influencia positiva en el ratio de disputa. Finalmente, la concesión de la cláusula de revisión como un factor que disminuye la probabilidad de un conflicto ya que reduce la incertidumbre que se tiene sobre el incremento del salario real, siempre que éste sea un logro que proviene de negociaciones de convenio anteriores (Cramton y Tracy (1994)).

La incidencia de las condiciones del mercado (que aproximan el coste de oportunidad) se ha considerado cuidadosamente. El carácter cíclico de las huelgas ha sido una de las cuestiones más estudiadas en la literatura de las relaciones laborales (véase Kennan (1986)). Es obvio que dado el corto período que abarca la muestra no es posible realizar un análisis de dicho fenómeno en nuestro país, y por tanto contrastar si las huelgas son más frecuentes y cortas en períodos de expansión que de recesión. No obstante, aún sería posible realizar algunas aproximaciones si consideramos el comportamiento de las huelgas por sectores, diferenciando sectores en crisis o reconversión de los que puedan encontrarse en expansión. Igualmente, atendiendo a las condiciones del mercado de trabajo local se podría contrastar los efectos sobre la probabilidad de hacer huelga aumenta cuando las condiciones de dicho mercado son expansivas, tal y como predice la teoría de los costes conjuntos (McConnell (1990)). Dado el reducido tamaño muestral por sectores en la NCGE, hemos optado por introducir en la especificación un

indicador de situación del mercado local, la tasa de paro regional, que debiera estar negativamente relacionada con la probabilidad de observar una huelga, en tanto en cuanto disminuye el salario alternativo.

Por otra parte, el número de días perdidos por huelgas en la misma industria trata de aproximar la presión agregada y se espera que incremente la probabilidad de observar una huelga. Asimismo, el incremento en el nivel de empleo en la industria a la que pertenece la unidad de negociación debe incrementarla. La incidencia del nivel de precios se ha contemplado considerando por un lado la expectativa del mismo y por otro su desviación estándar muestral. Siguiendo a Cramton y Tracy (1991), si se tiene en cuenta que la inflación erosiona el salario corriente, expectativas de precios altas deben hacer la opción de la huelga relativamente más atractiva. Mucho menos claro es el papel de la incertidumbre sobre el nivel de inflación, aunque mayor incertidumbre debiera comportar mayor actividad huelguística, en consonancia con lo comentado al respecto de la incertidumbre sobre el nivel de beneficios.

En las especificaciones en que sea posible incluiremos dinámica al objeto de tener en cuenta procesos de aprendizaje de empresas y sindicatos. De hecho, la ocurrencia de una huelga en el pasado más inmediato puede cambiar la probabilidad de observar una huelga en el presente (Cuadro 2). La evidencia previa (Ingram et al. (1991)) sugiere una asociación positiva. Sin embargo, ello puede ser sólo reflejo de una conflictividad inherente a la unidad de negociación. El control de dicho efecto específico debe permitir discernir si la dinámica es consecuencia de una especificación incorrecta o del hecho de que una unidad más conflictiva ayer tiene una probabilidad más alta de serlo hoy. En este caso, no se produciría aprendizaje y quedaría en entredicho la validez del modelo de costes conjuntos. Finalmente, se ha considerado pertinente la inclusión de variables ficticias anuales, trimestrales y sectoriales para el control de efectos agregados que no se han hecho explícitos con anterioridad.

4. Especificación econométrica y resultados

4.1 Especificación del modelo.

Consideraremos la siguiente ecuación para el criterio latente (s^*) de decisión de huelga (s):

$$s_{it}^* = X_{it}\alpha + f_i + v_{it}; \quad t = 1, \dots, T_i; \quad i = 1, \dots, N \quad [5]$$

$$s_{it} = 1(s_{it}^* > 0) \quad [6]$$

siendo $1(A)$ una función indicador de la ocurrencia del suceso A , que toma valor 1 si A ocurre y cero en cualquier otro caso. X es el vector de variables que influyen sobre s^* y que pudiera incluir variables correlacionadas con el término de error, v , es decir variables que bien pudieran ser producto un mismo proceso de optimización. Por otra parte α es el correspondiente vector de parámetros y f_i es un factor específico a la unidad de negociación.

La aplicación de los métodos más comunes de variable dependiente cualitativa (Probit o Logit) a la ecuación [5] sólo proporcionará estimaciones consistentes bajo un buen número de supuestos. En el caso concreto de muestras de paneles de datos a la usual presunción de homocedasticidad se ha de añadir que los errores v_i no estén correlacionados y que los efectos específicos f_i no sean importantes (o, en todo caso, sean comunes entre empresas), para poder concluir que las estimaciones son consistentes y asintóticamente eficientes. Consecuentemente, la contrastación de todas estas hipótesis adquiere una importancia crucial. Veamos a continuación como pueden resolverse los problemas planteados en algunos casos particulares.

Bajo el supuesto de que los errores en [5] se distribuyen en forma logística, estamos frente a un modelo Logit con efectos específicos no observables. En este caso, resulta sencillo escribir la probabilidad que corresponde a cada empresa en cada uno de los períodos de tiempo al objeto de conformar la función de verosimilitud. Sin embargo, la estimación por máxima verosimilitud de dicho modelo

es inconsistente debido al problema de "parámetros incidentales" ya notado por Neyman y Scott (1948). Afortunadamente, en el caso del modelo Logit podemos hacer servir el hecho de que $\sum_{t=1}^T s_{it}$ es un estadístico suficiente de f_i para obtener una función de verosimilitud condicional (Chamberlain (1984)), que no depende de f_i y que, por tanto, no padece el problema arriba señalado.

En particular, tenemos que expresar la probabilidad, condicional en el estadístico suficiente, de observar una determinada secuencia de resultados para cada uno de los individuos. Tras ello, podemos escribir la función de verosimilitud condicional. La maximización de la misma proporciona estimadores consistentes del vector de parámetros α . La única dificultad adicional deviene del hecho de que nuestra muestra es un panel incompleto. Teniendo en cuenta esto último la función de verosimilitud puede expresarse:

$$\log L = \sum_{i=1}^N \ln \frac{\exp(\alpha \sum_{t=1}^T X_{it} s_{it})}{\sum_{\{d \in B_i\}} \exp(\alpha \sum_{t=1}^T X_{it} d_t)} \quad [7]$$

donde:

$$B_i = \{d = (d_1, \dots, d_{T_i}) / d_t = 0 \text{ ó } 1 \text{ y } \sum_{t=1}^T d_{it} = \sum_{t=1}^T s_{it}\}$$

Una vez que disponemos de la estimación condicional y siendo, por otra parte, fácil de obtener un estimador del modelo Logit estándar, es posible construir un test para la hipótesis nula de que los efectos específicos no son importantes. La comparación de ambos estimadores se puede llevar a cabo mediante un test de Wald, que se distribuye bajo la hipótesis nula como una χ^2 con k grados de libertad, siendo k el número de parámetros estimados.

Desafortunadamente, el modelo Logit condicional presenta numerosos inconvenientes. Por un lado, sólo contribuyen a la función de verosimilitud (y en consecuencia a la estimación de los parámetros condicionales) aquellas observaciones para las que se produce variación en la variable dependiente. Este hecho reduce sensiblemente la muestra, pudiendo causar algunos problemas de

identificación. Por otro lado, la endógena retardada no puede ser considerada como regresor al menos de una forma simple (ver Maddala (1987)). Por último, las estimaciones son también inconsistentes en el caso en que el error no esté logísticamente distribuido o esté serialmente correlacionado. Aunque si bien podemos utilizar los estimadores del Logit condicional a modo de test intuitivo de la bondad de la hipótesis realizada, las deficiencias apuntadas nos hacen pensar en procedimientos alternativos de estimación. Utilizar un modelo Probit de efectos aleatorios, si bien soluciona algunos de los problemas apuntados, tampoco permite considerar la existencia de correlación entre efectos y variables y, en este sentido, nos restringe únicamente a la estimación de modelos estáticos.

Bajo estas premisas, nuestra opinión es que la alternativa más simple para paneles de datos es el modelo de probabilidad lineal (MPL) ya que además se adecúa a los propósitos del trabajo. Dicho modelo ha sido utilizado, en un contexto estático, por Card (1990b). Aunque tiene varias deficiencias bien conocidas, permite, por ejemplo, introducir la endógena retardada como factor explicativo y utilizar métodos de variables instrumentales para obtener estimadores consistentes. Más aún, podemos controlar los efectos específicos, fijos o aleatorios, tomando primeras diferencias en [5]:

$$\Delta S_{it} = \gamma S_{it-1} + \Delta X_{it}\alpha + \Delta v_{it} \quad [8]$$

Los parámetros de [8] pueden ser estimados, en el caso que N es suficientemente grande (aunque los T_i sean fijos), por el método generalizado de momentos (MGM, ver Hansen (1982) y Arellano and Bond (1991)). Dicho procedimiento controla por el hecho de que Δv_{it} es heterocedástico (soslayando así una de las deficiencias del modelo) y está serialmente correlacionado. El análisis empírico mediante el MPL también permite el contraste de la importancia de los efectos específicos ya que, bajo la hipótesis nula de que no sean importantes, la estimación del modelo en niveles también es consistente.

En concreto, es factible plantear un test de diferencia del estadístico de Sargan propuesto originalmente por Holtz-Eakin (1988) y extendido por Arellano (1993). Dicho test, es especialmente útil cuando el vector de regresores incluye la endógena retardada, como es el caso que nos ocupa. Nótese que, por construcción, al menos dicha variable está correlacionada con los efectos. Consecuentemente, y en principio, el modelo en niveles no permite obtener estimadores consistentes. Sin embargo, bajo la hipótesis nula de que los efectos son irrelevantes, ambos modelos -niveles y diferencias- proporcionan estimadores consistentes. El test propuesto evalúa la ortogonalidad entre los errores en niveles y la endógena retardada por medio de una comparación del estadístico de Sargan bajo la nula de que ambas estimaciones son consistentes y la alternativa de que sólo las obtenidas en el modelo en primeras diferencias lo son. La diferencia entre ambos estadísticos se distribuye como una χ^2 con r grados de libertad, donde r es el número de restricciones adicionales de ortogonalidad que el modelo en niveles tiene respecto al modelo en diferencias.

4.2 Resultados empíricos

El Cuadro 4 recoge los resultados de la estimación de la ecuación estática [5]. La columna (1) corresponde a una estimación Logit mientras que en (2) se presenta la estimación de un modelo Logit condicional. Por otra parte, en el Cuadro 5 se presentan las estimaciones de la especificación dinámica obtenidas mediante un MPL. La columna (1) presenta los resultados del modelo en niveles y la (2) en diferencias. Las columnas (3) y (4) añaden la duración retardada a la especificación de (1) y (2), respectivamente. Los diferentes contrastes de hipótesis realizados se detallan en el Cuadro 6. En todos los casos se ha utilizado un panel incompleto con 1712 observaciones, aunque cabe señalar que la estimación en diferencias comporta la renuncia a una observación por cada unidad de negociación por lo que en este último caso, dado que existen 581 unidades de

negociación, sólo se dispone de 1131 observaciones.

En relación al marco teórico, tiene probablemente más sentido comentar los resultados de los modelos estáticos, si bien las especificaciones dinámicas sirven, a nuestro juicio, para descartar algunas de las teorías mencionadas. Sin embargo, dados los signos y magnitudes dichos comentarios pueden realizarse con cualquiera de las especificaciones estimadas para la gran mayoría de variables (con algunos matices que apuntaremos), teniendo presente que las comparaciones entre los parámetros de los modelos Logit y MPL no pueden realizarse directamente sino tras efectuar la corrección que propone Amemiya (1981).

Tal y como se comentó en la subsección precedente, la estimación de modelos estáticos, Logit en nuestro caso, requiere de un buen número de supuestos. Aunque la estimación de un modelo Logit junto a un Logit condicional permite contrastar uno de los supuestos más relevantes, cual es la presencia de efectos heterogéneos, su rechazo (Cuadro 6) puede no dar validez a ninguna de las dos estimaciones dado que ni se ha incluido la endógena retardada ni se ha tratado la presencia de posibles regresores no estrictamente exógenos. En el caso que nos ocupa el test propuesto detecta presencia de efectos específicos relevantes.

Asimismo, el test de existencia de efectos que se lleva a cabo entre las estimaciones en niveles y diferencias del MPL confirma su relevancia aun habiendo controlado por heterogeneidad no observada. También se rechaza la no correlación de efectos y variables⁵. En suma, se han detectado efectos específicos relevantes de la unidad de negociación y, además, aparentemente correlacionados con un buen número de variables lo cual no contribuye a la simplificación del análisis, aunque cualquiera de las estimaciones presentadas en las columnas (2) y (4) del Cuadro 5 han sido realizadas teniendo en cuenta todos los problemas comentados.

La importancia de la dinámica queda patente en la significatividad que dichos términos tienen en todas las estimaciones presentadas en el Cuadro 5. Nótese asimismo que la especificación dinámica en decisión y duración del conflicto son

sustitutivas siendo los resultados obtenidos algo mejores cuando se incluye esta última. Cabe resaltar que la presencia de dinámica positiva se evidencia tanto en el modelo en niveles como en diferencias lo que apoya el supuesto mencionado de que esta variable puede estar recogiendo el hecho de que unidades conflictivas en un pasado reciente es más probable que sigan siendo conflictivas. Asimismo, aunque este resultado debe interpretarse con cautela, sirve como evidencia en contra de los modelos de información asimétrica con aprendizaje. De hecho sugiere que la información asimétrica no desaparece con el tiempo debido a procesos de aprendizaje. Finalmente, también queda en entredicho la teoría de los costes conjuntos en su aplicación a datos españoles, probablemente porque el marco institucional en España no penaliza ni durante el proceso de negociación (no existen limitaciones temporales y prevalecen las condiciones del contrato anterior), ni durante la realización de la huelga.

Desde el punto de vista económico, las predicciones que se obtienen de los resultados apuntan hacia existencia de información asimétrica entre las partes negociadoras con clara evidencia en favor de los modelos de signalling. Cuanto mayor es el desacuerdo inicial entre las partes mayor es la probabilidad de observar una huelga. Si suponemos que esta variable está aproximando componentes no observables (para el sindicato) del beneficio de las empresas, dicho efecto concuerda perfectamente con la teoría. Tanto la duración del proceso de negociación cuanto la existencia de retraso en alcanzar un acuerdo, afectan positivamente a la probabilidad de observar huelgas. Mientras que los efectos de la segunda variable son muy nítidos, la significatividad de la primera se reduce ostensiblemente al pasar del MPL en niveles a primeras diferencias. Tal vez la duración del proceso de negociación constituya un componente invariante cuyos efectos desaparecen una vez controlada la heterogeneidad no observable.

Por lo que se refiere a las variables que recogen la estructura sindical del comité de empresa, el efecto de la presencia de sindicato unitario en dicho

comité, aunque negativo, no es en ningún caso significativo. La presencia de mayoría de representantes de UGT dentro de dicho comité corresponde con las menores propensiones a realizar huelgas. Desafortunadamente, dichos efectos desaparecen en las estimaciones del MPL en diferencias, siendo ello debido en gran parte a la escasa variación temporal que dichas variables presentan⁶. Por otro lado, tanto el tamaño de la unidad de negociación como el salario real percibido en el pasado tienen efectos significativos sobre la probabilidad de observar huelgas. Mientras que la primera contribuye a un incremento, la segunda la reduce. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Vroman (1989) y Card (1990b).

El incremento de las ventas, que ha sido instrumentado dado que no es conocido en el momento de la negociación, es negativo en todas las columnas del Cuadro 57. Dicho resultado ofrece soporte a la principal idea de los modelos de información asimétrica, es decir empresas con mejores perspectivas económicas tienden a sufrir menos huelgas. Sin embargo, mayores beneficios en el pasado no parecen implicar una menor probabilidad de huelga, aunque la variable ficticia de beneficios positivos sí que resulta con el signo esperado. Esta observación puede ser resultado de un cierto porcentaje de huelgas, de corta duración, que no responde a criterios de revelación y que simplemente tratan de resolver situaciones de bloqueo en la negociación.

Ni el porcentaje de ventas en el mercado interior ni las variables que reflejan la estructura de propiedad de la empresa son significativas en las estimaciones en diferencias, aunque los signos y magnitudes que se obtienen en las especificaciones en niveles, donde aparecen como significativas, son similares. Todos estos factores son, en gran medida efectos invariantes con lo que una vez se toman diferencias, ni posesión de parte del capital social por inversores extranjeros o por el sector público añaden poder negociador a la empresa ni disciplinan el comportamiento del sindicato⁸. Por otra parte, el porcentaje de altas respecto al empleo reduce sensiblemente la probabilidad de observar huelgas,

lo que resulta lógico dado que un mayor porcentaje de altas implica una reducción en el porcentaje de trabajadores "estables" o veteranos, lo que, aun teniendo en cuenta que parece haber aumentado el poder negociador de los estables (véase Dolado y Bentolila (1992)), debe reducir el poder de negociación de los trabajadores en su conjunto. Dado que es una mayoría de la plantilla la que debe secundar una huelga, cuanto menor es la proporción de estables menor debe de ser la probabilidad de ir a la huelga.

En relación al tiempo de las negociaciones, el trimestre de finalización de la negociación salarial afecta a la probabilidad de observar una huelga. En concreto, el primer trimestre es claramente el menos conflictivo observándose mayor conflictividad en el tercero. Sin embargo, se debe tener en cuenta que en verano sólomente persiste un reducido porcentaje de procesos de negociación como ha sido puesto de manifiesto en el Cuadro 3. Dos factores permiten explicar estos resultados, en primer lugar, aun cuando en el primer trimestre se ponen en marcha numerosas negociaciones de convenio, la persistencia de las condiciones del convenio anterior y la falta de información por parte de los agentes no incentivan la realización de una huelga. Por otro lado, los convenios cuya negociación continúa en el tercer trimestre son más susceptibles de desembocar en huelga como también ponen de manifiesto otros factores antes comentados.

En tanto en cuanto no hay mucha variación temporal en la muestra (cinco años en las estimaciones en diferencias) no es sorprendente que la gran mayoría de las variables agregadas no presenten un efecto significativo. Aunque en las estimaciones en niveles, la actividad huelguística en el sector y el crecimiento del empleo resultan con el signo esperado, en las estimaciones en diferencias sólo el nivel de paro regional resulta significativo, aumentando la probabilidad de realizar una huelga. Ello indicaría que la actividad huelguística es contracíclica. Más aún constituiría evidencia en contra de la teoría de los costes conjuntos. Sin duda, dicho resultado debe ser tomado con cautela en espera de

nueva evidencia con series temporales más largas. Por otra parte, ninguna de las variables de precios (diferencia entre expectativa y objetivo gubernamental y desviación del IPC en los últimos cinco años) afecta significativamente a la probabilidad de huelga. Esto es así no tanto porque no sean factores relevantes sino a nuestro modo de ver porque es difícil identificar su efecto en el período muestral considerado.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos estimado un modelo que sirva para explicar los determinantes fundamentales de la existencia de huelgas de convenio en España con datos de la NCGE. Como paso previo a la aplicación hemos planteado una especificación lo suficientemente flexible como para poder acomodar componentes que surgen de las diversas teorías existentes así como hemos dado un breve repaso a algunas alternativas que pueden ser utilizadas para la estimación de modelos con variable cualitativa en presencia de datos de panel.

Desde el punto de vista económico, los resultados más significativos del análisis se pueden resumir: Primero, se confirma un número significativo de predicciones de los modelos de información asimétrica. Más aún se sugiere que hay evidencia contra la reducción de conflictividad inducida por proceso de aprendizaje y/o reputación ya que unidades que actualmente están en situación de alta conflictividad, es también más probable que lo estén en un futuro próximo. Asimismo, los datos españoles revelan cierta evidencia contra la caracterización procíclica de las huelgas y, por ende, contra la teoría de los costes conjuntos. Aunque la imperfección en la información impone costes a las partes negociadoras, no parece haber incentivos que estimulen su reducción, probablemente porque dichos costes son en este caso bajos.

En materia de resultados, la diferencia entre las posiciones iniciales en la negociación entre trabajadores y empresas explican de forma importante la

probabilidad de observar huelgas, si bien esta variable aparecería relevante en cualquiera de los modelos enunciados. El retraso en la firma del convenio y el tamaño de la unidad de negociación también contribuyen a incrementar dicha probabilidad mientras que el incremento de la ventas, la existencia de beneficios positivos, la proporción de entrantes y la negociación de una clausula de revisión la reducen. Los efectos de los factores agregados y sectoriales no son muy claros, a nuestro juicio porque no se identifican adecuadamente dada la escasa variación temporal de los mismos en el periodo considerado.

Desde el punto de vista econométrico, la secuencia de tests conduce hacia un modelo en el que se controle por heterogeneidad no observable así como se instrumenten algunas variables que pueden estar determinadas de forma simultánea con la huelga. Aún cuando la estimación mediante el MGM solventa algunos problemas del MPL, todavía subsiste un pequeño porcentaje de empresas para las que no se predice adecuadamente la probabilidad de realización de huelgas.

Finalmente, resulta de interés analizar algunas implicaciones de los resultados obtenidos que pueden tener importancia cara a la futura regulación del derecho a la huelga que se viene anunciando en fechas recientes. Una primera posibilidad a la vista de los resultados consistiría en la reducción del período de negociación, aunque dicha medida no implica que la conflictividad no pueda trasladarse de la misma manera. Por otro lado, la introducción de algún coste adicional a las partes durante las negociaciones que impliquen alicientes de reducción para las mismas.

Cuadro 1.a. Incidencia y duración de las huelgas (1985-1990)

AÑO	TODOS LOS CONVENIOS			CONVENIOS DE EMPRESA			MUESTRA NCGE		
	Δw %	HUELGA INC %	DUR d	Δw %	HUELGA INC %	DUR d	Δw %	HUELGA INC %	DUR d
1985	7.9	n.d.	-	7.4	n.d.	-	7.3	12.2	9.6
1986	8.3	8.1	4.8	8.1	9.4	5.4	8.1	8.6	4.5
1987	6.5	15.2	5.6	6.9	15.8	5.9	6.6	16.4	7.3
1988	6.4	11.2	5.1	5.8	11.7	5.4	5.5	13.3	3.7
1989	7.7	10.6	4.9	7.0	11.2	5.1	6.4	16.6	4.5
1990	8.3	8.9	5.6	8.3	10.5	6.2	7.8	10.1	3.1

Nota: INC: Incidencia. DUR: duración en días (d).

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la NCGE y la EHCP.

Cuadro 1.b. Comparación internacional de la incidencia muestral

AUTORES	PAIS	PERIODO	OBS.	FRECUENCIA
Vroman (1986)	EEUU	1957/84	2767	12 %
Tracy (1986)	EEUU	1973/77	1319	15 %
Card (1990b)	Canadá	1955/79	2543	14 %
McConnell (1990)	EEUU	1970/81	6059	14 %
Ingram et al. (1991)	G.B.	1979/89	8993	3 %
Cramton and Tracy (1994)	EEUU	1970/79	2222	13 %
		1980/89	2780	9 %
Este trabajo (1995)				
Todas las observaciones	España	1985/90	4304	12.7 %
Panel incompleto	España	1985/90	1712	14.5 %

Cuadro 2. Probabilidades condicionales en la muestra. (1984-1990)

Año ⇒		84	85	86	87	88	89	90
Probabilidad no condicional ⇒		16.0	13.4	8.7	18.7	14.2	16.9	11.0
Probabilidad condicional a:								
huelga en:	No huelga en:							
t-1	--	--	35.0	34.3	36.6	24.2	43.6	20.7
t-2;t-1	--	--	--	35.0	33.0	42.0	40.0	35.0
t-3 o t-2 o t-1	--	--	--	--	32.7	30.0	34.0	16.3
t-1	t-2	--	--	43.8	42.8	19.2	46.9	8.20
t-2	t-1	--	--	27.8	31.4	30.8	19.7	14.9
--	t-1	--	9.8	6.3	16.6	10.7	13.4	9.1
--	t-2;t-1	--	--	2.9	16.3	8.2	11.6	9.0
--	t-3;t-2;t-1	--	--	--	20.9	9.0	11.6	4.9

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la NCGE.

Cuadro 3. Incidencia y estacionalidad de las huelgas

Condición muestral: Período de negociación > 0

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
Obs. no condicionadas	174	307	443	419	492	385	171	29	56	37	20	56
Incidencia huelga %	5.7	6.8	12	15	16	20	28	21	18	27	10	3.5
Obs. condicionadas	159	277	406	362	407	308	129	25	39	24	5	8
Incidencia huelga %	5.0	7.2	13	16	18	25	34	24	23	37	20	--

Nota. Las observaciones condicionadas lo son a existencia de retraso en las negociaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la NCGE.

Cuadro 4. Modelos Logit estáticos de decisión de huelga

Estimación en: Método de estimación:	niveles MV (1) coef. est-t	diferencias MV cond. (2) coef. est-t
CONSTANTE	-1.095 (0.41)	--
UNICO	-0.369 (1.20)	-0.550 (0.75)
CCOO	1.363 (3.77)	2.922 (2.88)
REG	1.914 (3.46)	1.311 (0.76)
OTROS	1.408 (2.37)	2.131 (1.64)
DNEGO	0.533 (4.57)	0.628 (2.80)
RETAR	1.686 (5.13)	2.315 (3.50)
DIFER	0.043 (3.25)	0.061 (1.67)
CLAUS	0.087 (0.45)	-0.745 (1.92)
n(-1)	0.486 (6.45)	0.490 (0.32)
w-w _j (-1)	-1.092 (3.64)	-4.112 (1.97)
(ΔVENTA-p)	0.054 (0.25)	0.224 (0.57)
(BENEF/P)(-1)	-0.486 (0.78)	0.736 (0.26)
DBENE(-1)	-0.151 (0.70)	-0.295 (0.60)
PVENT	-0.952 (2.49)	0.325 (0.29)
CAPEX	0.520 (2.31)	1.887 (1.44)
CAPUB	0.453 (1.83)	1.781 (0.74)
CONTR(-1)	-0.096 (0.55)	0.091 (0.14)
Q2	0.274 (1.30)	0.290 (0.69)
Q3	0.537 (1.73)	1.241 (1.75)
Q4	-0.102 (0.19)	1.144 (0.99)
S _j	0.116 (1.62)	0.074 (0.60)
u _r	0.160 (0.33)	3.276 (2.60)
ΔE _j	-2.427 (2.66)	-1.120 (0.73)
EXPEC-PREVI	-0.131 (0.59)	0.019 (0.05)
DESPR	-2.157 (2.33)	-2.137 (1.44)
Ficticias sectoriales	Si	No ident.
Observaciones (BU)	1712	1712 (166)
s > 0 (%)	14.5	14.5
% de pred. correctas	87.1	--
Log_Verosimilitud	-547.79	-141.7

Notas: Ambas columnas incluyen variables ficticias temporales y han sido estimadas por máxima verosimilitud (MV).

Cuadro 5. Modelos MPL dinámicos de decisión de huelga

Estimación sobre:	niveles (1) coef. est-t	diferencias (2) coef. est-t	niveles (3) coef. est-t	diferencias (4) coef. est-t
CONSTANTE	0.166(0.87)	-0.035(0.68)	0.100(0.59)	-0.017(0.38)
s(-1)†	0.101(4.26)	0.090(2.20)	0.110(5.54)	0.040(1.00)
d(-1)‡	---	---	0.001(1.61)	0.010(2.68)
UNICO	-0.011(0.63)	-0.041(0.96)	-0.013(0.78)	-0.049(1.20)
CCOO	0.061(2.33)	0.115(1.54)	0.057(2.39)	0.105(1.45)
REG	0.146(2.72)	-0.183(1.14)	0.142(2.83)	-0.168(1.07)
OTROS	0.111(2.08)	0.140(1.12)	0.109(2.31)	0.125(1.06)
DNEGO	0.024(3.97)	0.016(1.41)	0.023(3.95)	0.015(1.43)
RETAR	0.127(5.93)	0.156(5.21)	0.115(5.92)	0.148(5.53)
DIFER	0.005(3.06)	0.008(3.46)	0.005(3.52)	0.009(5.21)
CLAUS	-0.002(0.14)	-0.053(2.00)	-0.004(0.28)	-0.065(2.68)
n(-1)	0.044(5.94)	0.129(1.99)	0.046(6.73)	0.127(2.10)
w-wj(-1)	-0.096(3.61)	-0.143(1.72)	-0.096(3.86)	-0.103(1.36)
(ΔVENTA-p)†	-0.033(2.31)	-0.062(2.21)	-0.036(2.71)	-0.072(2.72)
(BENEF/P)(-1)†	-0.019(0.58)	0.219(1.39)	-0.023(0.74)	0.158(1.18)
DBENE(-1)	-0.034(1.64)	-0.076(1.86)	-0.035(1.91)	-0.083(2.27)
PVENT	-0.111(2.84)	-0.073(0.74)	-0.105(3.07)	-0.089(0.92)
CAPEX	0.052(2.62)	0.011(0.11)	0.058(3.46)	0.017(0.18)
CAPUB	0.054(2.24)	0.051(0.56)	0.061(2.83)	0.057(0.65)
CONTR(-1)	-0.003(0.17)	-0.046(2.49)	-0.008(0.58)	-0.055(3.16)
Q2	0.039(2.53)	0.058(2.16)	0.036(2.83)	0.063(2.79)
Q3	0.084(3.27)	0.159(3.44)	0.066(2.85)	0.152(3.73)
Q4	0.022(0.62)	0.099(1.93)	0.016(0.49)	0.102(2.13)
S(j)	0.021(2.14)	0.013(0.65)	0.026(3.94)	0.016(1.31)
u(r)	0.025(0.73)	0.171(2.21)	0.019(0.55)	0.172(2.39)
ΔEj	-0.176(3.09)	-0.077(1.28)	-0.162(3.02)	-0.050(0.87)
EXPEC-PREVI	-0.008(0.48)	-0.008(0.41)	-0.001(0.06)	-0.001(0.07)
DESPR	-0.076(1.59)	-0.027(0.40)	-0.055(1.23)	-0.013(0.20)
Ficticias sectoriales	Si	No	Si	No
Periodo de estimación	1985-1990	1986-1990	1985-1990	1986-1990
Observaciones: (BU)	1712	1131	1712	1131
s > 0 (%)	14.9	15.2	14.9	15.2
% predicción ∈ (0,1)	83.5	--	83.6	--
Wald (gl)	304.74(26)	98.50(26)	533.12(27)	304.37(27)
Sargan (gl)	71.6(66)	38.6(46)	80.90(85)	47.28(59)
cspo	-0.04	-7.51	-0.51	-7.69
csso	-0.03	-0.20	-0.00	-0.33

Notas: Todas las columnas incluyen variables ficticias temporales y han sido estimadas con el método generalizado de momentos instrumentando con instrumentos en niveles.

†: Variable instrumentada en la estimación del modelo en niveles (con -1 y 4 retardos previos).

‡: Variable instrumentada en el modelo en primeras diferencias (con -2 y 3 retardos previos).

Wald (r): Test de la hipótesis nula de que el vector de coeficientes (excepto de las ficticias temporales y sectoriales) es cero. Dicho test se distribuye como χ^2_r , donde r es el número de coeficientes.

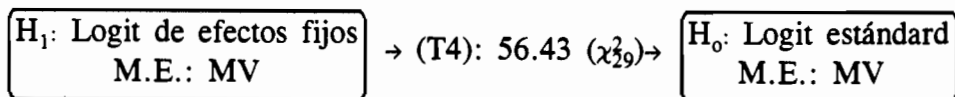
Sargan (r): Test sobre la validez del conjunto de instrumentos. El test se distribuye como una χ^2_r , donde r es, en este caso, el número de restricciones de sobreidentificación.

cspo -csso-: Test de ausencia de correlación serial de primer -segundo- orden.

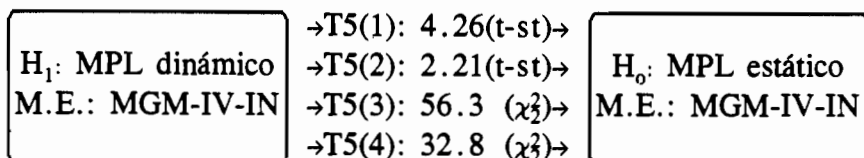
Cuadro 6. Secuencia de test de especificación

a. Modelos estáticos.

a.1. Existencia de efectos[†]

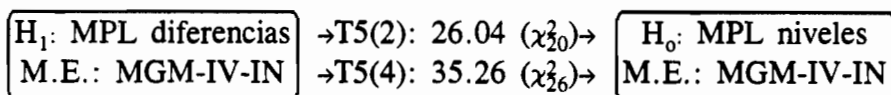


a.2. Existencia de dinámica[‡]

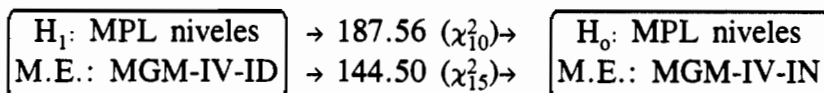


b. Modelos dinámicos.

b.1. Existencia de efectos[§]



b.2. Correlación efectos y variables[¶]



Contraste.

[†]: Test de Hausman (1978) comparando las estimaciones del Logit condicional respecto a un Logit estándar. Dicho test se distribuye como una χ^2_r , donde r es el número de coeficientes estimados bajo la alternativa.

[‡]: Test de adición de variables. Se distribuye según una t-student en caso de contrastar dinámica en s y como una χ^2_2 en el caso de contrastar los coeficientes de s(-1) y d(-1)

[§]: Test de existencia de efectos específicos relevantes. El test se distribuye, bajo la nula de ausencia de efectos como χ^2_s , donde s es el número de restricciones de sobreidentificación que tiene de más el modelo en niveles respecto al modelo en diferencias.

[¶]: Test de la correlación entre efectos y variables. Test de Hausman (1978) comparando las estimaciones en niveles usando instrumentos en diferencias (consistente bajo la alternativa) y las estimaciones en niveles con instrumentos en niveles (consistente y eficiente en la nula de no correlación).

Notas:

MV: Máxima verosimilitud. MGM-IV-IN: Método generalizado de momentos instrumentado con instrumentos en niveles.

MGM-IV-ID: Método generalizado de momentos instrumentado con instrumentos en diferencias.

Notas.

¹Véase Kennan y Wilson (1993) para una evaluación de los mismos.

²Las huelgas ligadas a la negociación salarial representaron el 36.2 por ciento del total de huelgas en el período 1986-1990. En este análisis estamos descartando cualquier explicación acerca de la existencia de huelgas que no vengan motivadas por la negociación del convenio salarial.

³La información de ambas en formato comparable sólo puede obtenerse a partir de 1986. Para una comparación más detallada ver Jiménez (1995).

⁴En este sentido, conviene distinguir entre los periodos en los que se observan más huelgas que son, según la estadística registral, los dos primeros trimestres del año y los periodos en que condicionalmente se observan más huelgas que son los meses de verano.

⁵Nótese que la presencia de efectos heterogéneos en modelos en los que la endógena retardada está entre los regresores, induce correlación entre dicha variable y los efectos, por lo que dicho contraste es probablemente redundante una vez llevado a cabo el primero.

⁶Tengase en cuenta que los comités de empresa se eligen cada cuatro años. Aunque nuestra muestra recoge dos elecciones (1986 y 1990), en la gran mayoría de los años hay poca variación temporal.

⁷En los modelos estimados en los que esta variable no se ha instrumentado, su efecto resultó ser el contrario, lo que desde nuestro punto de vista revela la no exogeneidad de la misma.

⁸Milner y James (1994) sugieren que el sistema de relaciones laborales en las empresas multinacionales no difiere del resto de las empresas nacionales debido a las restricciones institucionales y política. En consecuencia no debería producirse ningún efecto diferenciador.

Referencias bibliográficas

- Amemiya, T. (1981), "Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*, 19, pp. 483-536.
- Arellano, M. (1993), "On the Testing of Correlated Effects with Panel Data", *Journal of Econometrics*, 59, pp. 87-97.
- _____ y Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- _____ y Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models" *Journal of Econometrics*, forthcoming.
- Ashenfelter, O. y Johnson, G.E. (1969), "Bargaining Theory, Trade Unions and Industrial Strike Activity", *American Economic Review*, 59, pp. 39-49.
- Card, D. (1990a), "Strikes and Bargaining: A Survey of the Recent Empirical Literature", *American Economic Review* (proceedings), 80(2), pp. 410-415.
- _____ (1990b), "Strikes and Wages: A Test of an Asymmetric Information Model", *Quarterly Journal of Economics*, 105(3), pp. 625-659.
- Chamberlain, G. (1984), "Panel Data" en Z. Griliches y M. D. Intriligator (ed), *Handbook of Econometrics*, vol 2, ch 22, Amsterdam:North-Holland, pp. 1248-1318.
- Cramton, y Tracy, J. (1991), "The Threat Decision in Wage Bargaining: Stationary Threats", Yale University, mimeo.
- _____ y _____ (1994), "The Determinants of U.S. Labor Disputes", *Journal of Labor Economics*, 12, pp. 180-209.
- Dolado y Bentolila (1992), "Who Are the Insiders?. Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms", Banco de España, Servicio de Estudios, D.T. no 9229.
- Farber, H. (1978), "Bargaining Theory, Wage Outcomes, and the Occurrence of Strikes", *American Economic Review*, 68, pp. 262-271.
- Gramm, C.L., Hendricks, W.E. y Kahn, M.L. (1989), "Inflation Uncertainty and Strike Activity", *Industrial Relations*, 1, pp. 114-129.
- Hansen, L.P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments", *Econometrica*, 49, pp. 1377-1398.
- Hausman, J.A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6), pp. 1251-1271.
- Hayes, B. (1984), "Unions and Strikes with Asymmetric Information", *Journal of Labor Economics*, 2, pp. 57-83.
- Hicks, J.R. (1963), *The Theory of Strikes*, 2nd ed. London: MacMillan Press.
- Holtz-Eakin, D. (1988), "Testing for Individual Effects in Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, 39, pp. 297-307.

- Ingram, P., Metcalf, D. y Wadsworth, J. (1991) "Strike Incidence and Duration in British Manufacturing Industry in the 1980s", Discussion Paper no 48, Centre for Economic Performance, LSE, London.
- Jiménez, S. (1995), "The incidence, the Duration and the Wage increase Effect of a Strike: Evidence from the Spanish NCGE survey", D.T. 113/1995, FIES, Madrid.
- Kennan, J. (1980), "Pareto Optimality and the Economics of Strike Duration", *Journal of Labor Research*, 1, pp. 77-94.
- ____ (1986), "The Economic of Strikes" en O. Ashenfelter y R. Layard (ed), *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, Ch 19, Amsterdam: North-Holland, pp. 1091-1137.
- ____ y Wilson, R. (1993), "Bargaining with Private Information", *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 45-104.
- Maddala, G.S. (1987), "Limited Dependent Variable Models Using Panel Data", *The Journal of Human Resources*, 22(3), pp. 307-338.
- Milner, S. (1994), "Industrial Disputes and the Law in Spain", W.P. no 619, Centre for Economic Performance, LSE, London.
- Milner, S. y James, A. (1994), "Foreign Ownership, unionization and Collective Bargaining", W.P. no 592, Centre for Economic Performance, LSE, London.
- Neyman, J. y Scott, E.L. (1948), "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations", *Econometrica*, 16, pp. 1-32.
- Reder, M.W. y Neumann, G.R. (1980), "Conflict and Contract: The Case of Strikes", *Journal of Political Economy*, 88, pp. 867-886.
- Tracy, J.S. (1986), "An Investigation into the Determinants of U.S. Strike Activity", *American Economic Review*, 76, pp. 426-436.
- Vroman, S.B. (1989), "A Longitudinal Analysis of Strike Activity in U.S. Manufacturing: 1957-1984", *American Economic Review*, 79, pp. 816-826.

Apéndice: Variables y fuentes de datos.

A pesar de que hemos utilizado diversas bases fundamentalmente con carácter de comparación, la fuente de datos fundamental del presente estudio es la NCGE en el período 1985-1990. Dicha fuente analiza, anualmente, los condicionantes y principales resultados de la negociación colectiva en las grandes empresas. En conjunto se dispone de 4000 observaciones, de las que en el presente ejercicio sólo se ha considerado una submuestra (alrededor del 45 por ciento) dado que se restringe a unidades que informan de aspectos clave de la negociación colectiva (duración de las negociaciones, plataforma y resultados) o aquellas para las que se dispone de más de una observación ya que se hacen servir métodos de panel y dinámica.

De entre las numerosas ventajas que dicha base tiene respecto a otras alternativas, destacamos la amplia información sobre la situación de la empresa (ventas, beneficios, empleo, salarios o estructura de propiedad); el conocimiento de la plataforma de negociación y principales resultados (incrementos salariales, horas, existencia de cláusula de productividad y revisión, entre otros) y la estructura de panel de la muestra que resulta fundamental para analizar la dinámica de la negociación y/o conflictividad. Por otro lado, entre los inconvenientes debemos destacar la ausencia de información sobre factores institucionales que inciden en la conflictividad, por ejemplo la imposición y cuantía de los servicios mínimos (disponibles en fuentes alternativas como la EHCP). A continuación se describen las variables utilizadas estando recogidos en el Cuadro A.1 algunos estadísticos descriptivos para las mismas.

Variables de la unidad de negociación. [Fuente: NCGE].

DEMAN: Petición inicial de incremento salarial del comité de empresa (porcentaje).

OFERT: Contraoferta inicial de la empresa (porcentaje).

DIFER: DEMAN - OFERT.

DNEGO: Duración de las negociaciones (en días).

RETAR: 1 si la negociación finaliza después del comienzo del año de efecto.

n: Nivel de empleo en la unidad de negociación (en logaritmos).

s: 1 si se observa huelga durante la negociación.

d: Horas de huelga dividido por $n \cdot 8$ (i.e., duración en días).

Qi: 1 si la negociación finaliza en el trimestre i.

w: Masa salarial por empleado (en logaritmos).

CLAUS: 1 si hay cláusula de revisión.

CCOO, REG, OTROS: porcentaje del comité de empresa que pertenece al sindicato

CCOO; que pertenecen a algún sindicato REGIONAL, y otros, respectivamente.

UNICO: 1 si alguno de los grupos arriba mencionados tiene el cien por cien de representación en el comité de empresa.

Variables de la empresa. [Fuente: NCGE].

VENTA: Ventas por empleado (en logaritmos).

BENEF: Beneficio bruto por empleado (en 10^3 ptas).

DBENE: 1 si se obtienen beneficios positivos.

PVENT: Porcentaje de ventas en el mercado interior.

CAPEX: Porcentaje de la propiedad en manos de extranjeros.

CAPUB: Porcentaje del capital en manos del sector público.

CONTR(-1): Contratación como porcentaje del empleo en el año anterior.

Variables de la industria, región o agregadas.

w_j : Nivel salarial en el sector a 1 dígito (en logaritmos). Fuente: Encuesta de Salarios del Instituto Nacional de Estadística (INE).

S_j : Días perdidos por empleado en la industria j a nivel de R-44. Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales del Ministerio de Trabajo.

E_j : Empleo en la industria j a nivel R-44 (en logaritmos). Fuente: Encuesta de Población Activa del INE.

u_r : Tasa de paro en la región donde mayoritariamente está instalada la empresa (en logaritmos). Fuente: Encuesta de Población Activa del INE.

P: Índice de precios de consumo (media 1985=100). Fuente: INE.

EXPEC: Predicción ARIMA del nivel de inflación (incremento del IPC) en el momento de firmar el contrato. Fuente: Elaboración propia.

PREVI: Previsión gubernamental de inflación a principios de año.

DESPR: Desviación estandar del IPC en los cinco años que preceden a la firma del contrato. Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.1 Estadísticos descriptivos.

NOBS	muestra sin huelga 1463		muestra con huelga 269	
	media	desv	media	desv.
<u>Negociación</u>				
DIFER	4.2257	4.5301	5.9032	6.5536
RETAR	37.732	173.49	106.02	133.47
S	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
S(-1)	0.1264	0.3324	0.3212	0.4679
D	0.0000	0.0000	5.105	12.250
D(-1)	0.6738	4.3319	1.9270	10.765
DNEGO	87.878	96.717	114.57	91.738
Q2	0.5023	0.5001	0.5662	0.4965
Q3	0.0874	0.2826	0.1726	0.3787
Q4	0.0403	0.1967	0.0281	0.1656
CLAUS	0.7450	0.4359	0.7550	0.4309
<u>Unidad de Negociación</u>				
w(-1)	8.2696	0.3545	8.1696	0.3153
n(-1)	6.2983	1.0178	6.8845	1.3410
<u>Estructura del comité de Empresa</u>				
UNICO	0.1237	0.3293	0.0602	0.2384
CCOO	0.3343	0.2657	0.4114	0.2437
REG	0.0497	0.1403	0.0706	0.1556
OTROS	0.0559	0.1413	0.0659	0.1410
<u>Variables de la empresa</u>				
BENEF(-1)	0.1191	0.2123	0.0677	0.1866
DBENE(-1)	0.8243	0.3806	0.6907	0.4631
PVENT	0.8742	0.2019	0.8124	0.2377
CAPEX	0.2335	0.3832	0.2870	0.4130
CAPUB	0.1624	0.3480	0.2500	0.4182
CONTR(-1)	0.3054	0.4513	0.2798	0.4580
Δ VENTAS	0.0871	0.3847	0.1105	0.3244
<u>Variables de la industria y la región</u>				
$W_j(-1)$	4.8726	0.2573	4.8452	0.2257
S_j	0.3670	0.8326	0.6713	1.2546
e_j	5.2540	0.7945	5.0535	0.8937
$e_j(-1)$	5.2202	0.7793	5.0440	0.8631
u_r	-1.632	0.2034	-1.629	0.1881
Energía	0.0704	0.2559	0.0763	0.2660
Minerales	0.1702	0.3759	0.1526	0.3603
Metales	0.2030	0.4023	0.3815	0.4867
Otras manuf.	0.2522	0.4344	0.1887	0.3921
Construcción	0.0191	0.1370	0.0441	0.2059
Activ.comerc.	0.0512	0.2206	0.0240	0.1536
Transportes	0.0622	0.2416	0.0763	0.2660
Otros servic.	0.1715	0.3771	0.0562	0.2308
<u>Variables agregadas</u>				
EXPEC	5.5593	2.0773	5.7183	2.0087
DESPR	2.3035	0.3382	2.2968	0.3364
PREVI	5.2541	1.6672	5.1357	1.5451